

利益の質の尺度としての キャッシュフロー予測能力の分析

—— 発生項目の質が与える影響について ——

海老原 崇

要 旨

本研究の目的は、発生項目の質が利益の質に対して与える影響を実証的に検証することである。本研究では、利益の質を概念フレームワークに従って議論し、将来キャッシュフロー予測に役立つ程度を利益の質に対する尺度と定めた。そして、発生主義会計のプロセスで生じる予測誤差の大きさを発生項目の質と捉え、キャッシュフロー予測モデルの予測能力・予測精度に与える影響を検証した。分析の結果、発生項目の質が高いほど、利益情報の予測能力・予測精度の双方が高まることが確認された。本研究の分析結果は、投資家が意思決定の際に、また企業が財務報告の際に、そして設定主体が基準設定の際に、発生項目の質、利益の質を考慮すべきことを示唆している。

キーワード：利益の質、発生項目の質、意思決定有用性、キャッシュフロー予測

An Analysis of the Ability of Future Cash Flow Prediction as a Measure of Quality of Earnings —— The Effect of Accrual Quality ——

Takashi EBIHARA

Abstract

The purpose of this research is to empirically validate the effect of quality of accruals to the quality of earnings. The quality of earnings is discussed accordingly with the conceptual framework, which allows the usefulness of future cash flow prediction to become a measure for the quality of earnings. The magnitude of prediction errors occurring during the process of accrual accounting will be considered as a quality of accruals and its effect on the cash flow prediction model's prediction ability and prediction quality will be discussed. As a result of such analysis, the higher the quality of accruals becomes, the more accurate the quality of prediction ability and prediction quality becomes. As a result, the quality of accruals and quality of earnings is a factor that must be considered in detail in such cases as investors' decision making, the making of financial reports by a company and the standard setting of a setting body.

key words: earnings quality (quality of earnings), quality of accrual, usefulness for decision making, future cash flow prediction

投稿受付日 2004年7月31日
採択決定日 2004年8月31日

早稲田大学メディアネットワークセンター助手

1. はじめに

近年、内外の大企業の破綻などによって利益情報の信頼性に対する疑問が提起され、会計利益よりもキャッシュフローを重視すべきとの主張が多く見られるようになった。しかしその一方で、SFAC, No.1, para 44 で述べられているように、一般にはキャッシュフローと比較して、発生主義の下で報告される利益の方が意思決定に有用であるとされている。

発生主義会計の下では、キャッシュフローの将来予測に基づいて見積もった発生項目を通じて、キャッシュフローの期間調整を行う。従って、期間調整後の利益は企業の業績をより良く反映するだけでなく、将来の予測情報をも含むことによって意思決定に対する有用性を持つようになる。しかし、濱本（2002:102）で述べられているように、発生項目の見積もりはキャッシュフローの将来予測に基づくため、予測に伴う経営者の恣意性や見積もり誤差などのノイズを含み、会計の歪みをもたらす恐れがある。このような発生項目に含まれるノイズの程度が大きいならば、これを構成要素とする利益の有用性にも影響を与えられとされる。

利益の質（quality of earnings, earnings quality）の概念は以前より実務の場で議論されていたが、以上のような議論もあって研究の場においても注目されるようになってきている。けれども、利益の質の概念やその影響要因については、いろいろな立場・角度から様々な議論があり、統一的な見解はまだ存在しないようである。しかし、財務報告の目的や会計情報の質的要件については、それを規定する概念フレームワークが存在する。これを鑑みれば、利益の質の概念はその枠内で考察する必要があるだろう。また、上記の議論から、利益の質に対する影響要因についても、会計が持つ基本構造としての発生主義のプロセスに焦点を当てて検討すべきだと考えられる。

本研究の目的は、財務報告の目的規定と会計情報の質的特徴に依拠して利益の質の概念について考察し、発生主義のプロセスで生じる予測誤差が利益の質に対して与える影響を検証することである。本研究では、特に利益の質の尺度としての、利益の将来キャッシュフロー予測能力に焦点を当てて分析を行う。本研究は、以下の構成をとる。まず第2節で利益の質の概念について考察し、利益のキャッシュフロー予測能力と発生項目の予測誤差の影響に関する先行研究を概観する。そして第2節の内容を踏まえて、第3節で仮説と仮説検証のための研究モデルを構築する。第4節では分析結果とその解釈を行い、最後に本研究の要約と今後の展望について述べる。

2. 意思決定有用性の視点に基づく利益の質の概念

2.1 財務報告の目的規定、会計情報の質的特徴と利益の質の概念

財務会計は、大きく分けて意思決定支援機能と契約支援機能の二つの機能を有する。この二つの機能のうち、FASB や IASC などの基準設定主体は、前者の意思決定支援機能を重視して概念フレームワークを構築してきた⁽¹⁾。SFAC, No.1, para 37 は、「財務報告は、投資家、債権者その他の情報利用者が、当該企業への正味キャッシュ・インフローの見込額、その時期及びその不確

実性をあらかじめ評価するのに役立つ情報を提供しなければならない」(平松・広瀬: 28) と、財務報告の基本的目的を規定している。このような意思決定有用性の重視から、財務報告の目的達成のための会計の質的要件についても、意思決定前情報としての予測価値を要素とする目的適合性に重点がおかれてきた⁽²⁾。

利益情報は、財務報告における中心的な役割を果たしている。従って、利益の質の概念についての議論も、概念フレームワークにおける財務報告の目的規定と会計情報の質的要件に従う必要があるだろう。この観点からは、利益情報が財務報告の目的とその質的要件を満たしうる程度を利益の質と解釈できる。そして意思決定有用性重視の立場からは、投資家の意思決定という目的に適合するように、将来キャッシュフロー予測に役立つ程度が利益の質に対する尺度であると解釈できるだろう⁽³⁾。

以上の議論は、基準設定の際にその基準に従って生み出された会計情報が備えるべき要件についてのものであり、個々の企業が採用する会計方針に対する規定を与えるものではない。よって、個々の企業の利益の質を評価するうえで、概念フレームワークに依拠した議論は妥当性を欠くという意見があるかもしれない。しかし、設定主体が規定する財務報告の目的と、個々の企業の財務報告の目的は首尾一貫している必要がある。すなわち、個々の企業の財務報告においても意思決定支援機能という基本目的に相違はなく、個々の企業の会計情報には予測価値を要素とする目的適合性が求められると解釈できる。従って、個々の企業の利益の質を評価する際にも、投資家の意思決定という目的に適合するように、将来キャッシュフロー予測に有用である程度を利益の質に対する尺度とすることは妥当であると考えられる。

2.2 利益の質と発生項目の質

過去からの実証研究の蓄積において、利益情報はキャッシュフロー自身よりも将来キャッシュフロー予測に有用であるという多くの証拠が示されている。例えば河(2001)では、利益の3つの構成要素—キャッシュフロー、短期の発生項目、長期の発生項目—の予測能力を検証した上で、これら3つの構成要素を用いたキャッシュフロー予測モデルを構築している。分析の結果、利益総額よりもキャッシュフロー自身を用いて将来キャッシュフロー予測を行った方が予測能力は高く、利益総額を分解した3つの構成要素を用いた方がさらに予測能力が高まるとの証拠を得ている。また Barth et al. (2002) では、Dechow et al. (1998) に基づいて、発生項目を主要項目に分解したモデルも用いてキャッシュフローの予測能力を検証している。その結果、利益総額よりもキャッシュフローと発生項目に分解したモデルの方が高い予測能力を持ち、さらに発生項目を主要項目に分解したモデルが最も高い予測能力を持つとの結論を得ている。

以上の先行研究は、ともに利益は総額よりもその構成要素に分解した方が、キャッシュフロー自身よりもキャッシュフロー予測に対して有用であるという結果を得ている。これらの結果は、利益情報の将来キャッシュフロー予測能力が、発生項目に源泉を持つ証拠として解釈できる。す

なわち、利益はその構成要素として発生項目を含むことにより、キャッシュフロー予測に対する有用性を確保していると考えられる。では、発生項目がキャッシュフロー予測に対する有用性を持つに至る要因はどこにあるのだろうか。発生主義会計のプロセスでは、営業活動に伴って発生するキャッシュフローの期間配分が発生項目を通じて行われる。この過程で将来キャッシュフローを当期や過去の利益へ見越す、また当期や過去のキャッシュフローを将来の利益へ繰り延べることによって、発生項目は将来キャッシュフロー情報、そして経営者の将来予測情報を含むことになる。これらの将来情報によって、発生項目、そしてこれを構成要素とする利益情報の将来キャッシュフロー予測能力が確保されることが考えられる。

しかしその一方で、発生項目はノイズやバイアスを含み、会計の歪みをもたらす原因であるという議論もある。Palepu et al. (2000: 3-5) では、ノイズやバイアスの原因として(1)会計基準の厳密な適用、(2)発生主義会計における見積もりに起因する予測誤差、(3)会計方針の選択上の経営者の裁量性を挙げている。従って、以上のようなノイズやバイアスが発生項目に多く含まれるほど、発生項目の質、そして利益の質は低下すると考えられる⁽⁴⁾。この Palepu et al. (2000) の指摘を受け、Dechow and Dichev (2002) は短期の発生項目とキャッシュフローの関係から、短期の発生項目における予測誤差を推定するモデルを示している。そして、そのモデルで推定した予測誤差の標準偏差を発生項目の質の尺度とし、利益の持続性や企業特性との関係を検証している。その結果、発生項目の質が高いほど、利益の持続性も高いとの結果を得ている。また田澤 (2004) は、Dechow and Dichev (2002) に基づく発生項目の質の尺度と、吉田 (2002) に基づくキャッシュフロー予測式の予測誤差との関係を検証している。分析の結果、発生項目の質が高いほど予測誤差は小さいとの結果を得ている。

以上より、発生項目における予測誤差がノイズとなって発生項目の有用性、すなわち発生項目の質を低下させ、利益の持続性や将来キャッシュフロー予測能力に対しても負の影響を与えることが理解できる。言い換えれば、利益の質は発生項目の質に依存し、発生項目の質はその予測誤差に依存すると解釈できる。次の項では、Dechow and Dichev (2002) において提示された発生項目における予測誤差の推定モデルについて概観する。

2.3 発生項目の予測誤差と利益の質：Dechow and Dichev (2002) モデル

Dechow and Dichev (2002) は、運転資本の変分という短期の発生項目における予測誤差に焦点を当てて分析を行っている。以下で、発生項目の予測誤差の導出課程について概観する。

発生主義の下での会計利益 ($Ebxi_t$) は、キャッシュフロー (CFO_t) とその配分情報としての発生項目 (Acc_t) から構成される。

$$Ebxi_t = CFO_t + Acc_t \quad (1)$$

この発生項目は、利益とキャッシュフローの期間対応のラグの長さによって、短期の発生項目

($STAcc_t$) と、長期の発生項目 ($LTAcc_t$) に分類される。短期の発生項目は、売掛債権や仕入債務などの短期の見越し・繰り延べ計上によりもたらされ、営業からの運転資本 ($WCFO_t$) を変化させる。また、長期の発生項目は、固定資産の減価償却や繰延税金などの、長期の見越し・繰り延べ計上によりもたらされる。

$$Ebx_i = CFO_t + STAcc_t + LTAcc_t \quad (2)$$

$$WFO_t = CFO_t + STAcc_t \quad (3)$$

収益・費用の原初的認識においては、過去・現在・将来におけるキャッシュフローの金額によって記帳がなされる。しかし、「収益・費用の期間帰属はキャッシュフローの収支の時点と関係ないが、その測定は過去・現在・将来にわたるキャッシュフローに枠付けられている」(井上 1997: 29)。従って、キャッシュフローと発生項目との関係を考える場合、収益・費用の測定と、枠付けられたキャッシュフローが生じる期間との対応に注目する必要がある。以上の観点から、短期の発生高のみに着目した場合、(3)式における CFO_t の構成要素は、以下の(4)式で表される⁽⁵⁾。

$$CFO_t = CFO_t^{-1} + CFO_t^0 + CFO_t^{+1} \quad (4)$$

ここで、上付きの添え字は当該キャッシュフローが利益に認識される期間、下付きの添え字は当該キャッシュフローの収支が行われる期間を表している。従って、 CFO_t^{-1} は利益の認識がキャッシュフローの発生に先行し、見越し計上が行われていることを表している。また CFO_t^{+1} は、キャッシュフローの発生が会計利益の認識に先行し、繰り延べ計上が行われたことを表している。そして、 CFO_t^0 は、 t 期のキャッシュフローのうち、次期への見越し計上 (CF_{t+1}^0) と前期からの繰り延べ計上 (CFO_t^{-1}) を除いた部分を表している。

発生項目は、収益・費用の見越し・繰り延べが行われて、キャッシュフローの期間配分が行われる際に生じる。Dechow and Dichev (2002) では、収益・費用の見越し・繰り延べを区別して、それぞれの場合に生じる発生項目を以下のように表している。

i) t 期から $t+1$ 期への見越し計上の際に生じる発生項目

$$STAcc_{CF/t+1}^0 = CFO_{t+1}^0 + \epsilon_{t+1}^0 \quad (5)$$

ii) $t-1$ 期から t 期への見越し計上を相殺する際に生じる発生項目

$$STAcc_{CF/t-1}^0 = -(CFO_t^{-1} + \epsilon_t^{-1}) \quad (6)$$

iii) t 期から $t+1$ 期への繰り延べ計上の際に生じる発生項目

$$STAcc_{CF/t+1}^0 = -CFO_t^{+1} \quad (7)$$

iii) $t-1$ 期から t 期への繰り延べ計上を相殺する際に生じる発生項目

$$STAcc_{CFI/t+1}^{o} = CFO_{t-1}^i \quad (8)$$

(5), (6)式の上付きの添え字 o は, t 期中に見越し計上が行われて発生項目が生じたこと (opening accrual) を示し, 上付きの添え字 C は, t 期中に生じた発生項目が翌 $t+1$ 期に反転して相殺される際に生じる発生項目 (closing accrual) を表している。また, 下付きの添え字はその発生項目に対応するキャッシュフローを表しており, 例えば $CF_{t+1/t}$ は CFO_{t+1}^i を意味している。

(5), (6)式の見越し計上の場合には, キャッシュフローの収支に先んじて発生項目の見積もりを行う必要がある。よって, 発生項目はキャッシュフローの見積もりと実現値との間の予測誤差 (ϵ) を含むことになる。しかし, (7), (8)式の繰り延べ計上の場合には, キャッシュフローの収受が先に行われているため, 予測誤差は生じない。

以上より, t 期における短期の発生項目は次の4つの構成要素からなり, (9)式のように表すことができる。

$$\begin{aligned} STAcc_t &= STAcc_{CFI+1/t}^o + STAcc_{CFI/t-1}^C + STAcc_{CFI/t+1}^o + STAcc_{CFI-1/t}^C \\ &= (CFO_{t+1}^i + \epsilon_{t+1}^i) - (CFO_t^{i-1} + \epsilon_t^{i-1}) - CFO_t^{i+1} + CFO_{t-1}^i \\ &= CFO_{t-1}^i - (CFO_t^{i+1} + CFO_t^{i-1}) + CFO_{t+1}^i + \epsilon_{t+1}^i - \epsilon_t^{i-1} \end{aligned} \quad (9)$$

(9)式から, 発生項目はキャッシュフローの配分情報を表していることが再確認できる。そして, 発生項目に対して前期と次期のキャッシュフローは正の関係を持っているが, 当期のキャッシュフローは負の関係を持つことも確認できる。また, (9)式を(2)式に代入することにより, 利益とキャッシュフロー, 発生項目間の関係が観察できる。

$$Ebx_t = CFO_{t-1}^i + CFO_t^i + CFO_{t+1}^i + \epsilon_{t+1}^i - \epsilon_t^{i-1} + LTA_{t-1} \quad (10)$$

(10)式のように, t 期の利益はキャッシュフローのうち t 期の利益として認識される部分, 短期の発生項目における予測誤差, そして長期の発生項目から構成されることが分かる。(9), (10)式から分かるように, この予測誤差が大きければ, それに応じて発生項目のキャッシュフロー配分情報が失われて発生項目の質が低下し, これを構成要素とする利益の質も低下すると考えられる。

(9)式における予測誤差を推定するため, Dechow and Dichev (2002) では, 以下のように検証可能な回帰式を提示している。

$$STAcc_t = \alpha_0 + \alpha_1 CFO_{t-1}^i + \alpha_2 CFO_t^i + \alpha_3 CFO_{t+1}^i + \epsilon_t \quad (11)$$

(9)式のように, それぞれ前期, 当期, 次期に見越し・繰り延べ計上されたキャッシュフローは現実には識別不可能なため, (11)式ではキャッシュフローの総額を代理変数として用いている。ゆえに(11)式はバイアスを持って測定されることになる⁽⁶⁾。Dechow and Dichev (2002) は(11)式を企

業ごとに推定し、残差の企業別の標準偏差を発生項目の質の代理変数として用いている。そしてこの発生項目の質の代理変数と、利益の持続性や企業特性との関係を検証している。

次節では、以上で概観した Dechow and Dichev (2002) に従い、発生項目の予測誤差と利益の質の尺度としてのキャッシュフロー予測能力との関係を検証するための研究デザインを構築する。

3. 研究デザイン

3.1 仮説

本研究では、利益情報が投資家の意思決定という目的に適合するように、将来キャッシュフロー予測に有用である程度を利益の質に対する尺度と仮定し、発生項目の質が利益の質に与える影響を検証することを目的としている。前節までの議論から、発生主義のプロセスにおいて生じる発生項目の予測誤差が発生項目の質を低下させ、これを通じて利益情報のキャッシュフロー予測能力、すなわち利益の質をも低下させると考えられる。

以上より、本研究の仮説は以下のように記述できる。

仮説 発生項目の質が高い（低い）ほど、利益とその構成要素の将来キャッシュフロー予測能力は高い（低い）。

発生項目の質は、利益とその構成要素の将来キャッシュフロー予測能力に様々な角度から影響を与えると考えられる。将来キャッシュフロー予測モデルの決定係数、説明変数の貢献度や評価ウェイト、さらには予測誤差の大きさや予測値と実績値の間の相関関係においても、発生項目の質は影響を与えるだろう。以降の分析では、発生項目の質が利益とその構成要素の将来キャッシュフロー予測能力に与える様々な影響を考慮して、分析モデルの構築と分析方法の選択を行う。

3.2 分析モデル

仮説を検証するために、まず発生項目の質の尺度を導出する。発生項目の質の尺度は、Dechow and Dichev (2002) で提示された(11)式を企業別に推定し、その残差の企業別標準偏差 ($Sresid_i$) を用いる⁽⁷⁾。なお、 $Sresid_i$ は企業別に推定を行うので、(11)式は以下の(12)式に書き換えられる。

$$STAcc_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1}CFO_{it-1} + \alpha_{i2}CFO_{it} + \alpha_{i3}CFO_{it+1} + \epsilon_{it} \quad (12)$$

$$Sresid_i = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i)^2} \quad (13)$$

(13)式で計算した発生項目の質の尺度を用いて、サンプル企業を発生項目の質が高いサブサンプル

ル（HQ）と発生項目の質が低いサブサンプル（LQ）に分割する。発生項目の質の尺度に企業別標準偏差を用いているため、HQ は発生項目の質が高い企業群、LQ は発生項目の質が低い企業群ということになる。そして、以下のランダムウォーク型のキャッシュフロー予測モデルにより、発生項目の質と利益やその構成要素のキャッシュフロー予測能力との関係を検証する。

$$CFO_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 Ebx_{it} + v_{it} \quad (14)$$

$$CFO_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 CFO_{it} + \beta_2 STAcc_{it} + \beta_3 LTA_{it} + v_{it} \quad (15)$$

それぞれのサブサンプルの予測能力の比較は、(1)決定係数の差異の有意性検定、(2)発生項目の追加的貢献度の有意性検定により行う。また予測精度の比較も(3)予測誤差の差異の有意性検定、(4)実績値－予測値間の相関係数の差異の有意性検定により行う。また、ダミー変数（HQ: $D_i=1$, LQ: $D_i=0$ ）を追加したモデルも合わせて推定し、予測モデルにおける利益の構成要素に対する評価ウェイトの差異も合わせて検証する。

$$CFO_{it+1} = \gamma_0 + \gamma_1 D_i + \gamma_2 Ebx_{it} + \gamma_3 Ebx_{it} * D_i + v_{it} \quad (16)$$

$$CFO_{it+1} = \gamma_0 + \gamma_1 D_i + \gamma_2 CFO_{it} + \gamma_3 CFO_{it} * D_i + \gamma_4 STAcc_{it} + \gamma_5 STAcc_{it} * D_i + \gamma_6 LTA_{it} + \gamma_7 LTA_{it} * D_i + v_{it} \quad (17)$$

なお、本研究はデータをプールして分析を行うため⁽⁹⁾、(17)式から(18)式の分析に際しては年度ダミー変数（year）と産業ダミー変数（Ind）を加えている。

3.3 データ

本研究では、銀行・証券・保険業を除く東証、大証、名証の各第一部、第二部上場企業を対象に、1981年度から2003年度までの23期のデータを使用した。分析の正確性を期するため、このうち決算期の変更期や変則決算の期を除いて、最低13期以上連続して財務データが得られる企業を抽出した。その結果、1808社、33426企業-年がサンプルとして採用された。なお、以上の企業の財務データは、日経「NEEDS 財務データ一般事業会社単独本決算」ファイル⁽¹⁰⁾、及び日経「NEEDS-FinancialQUEST」から収集した。

分析に用いた各変数の定義と算定方法は、以下の表1に示してある。本研究では、長期にわたるデータの確保の観点から、キャッシュフローの算出にいわゆる貸借対照表アプローチを用いている。従って、求めた発生項目やキャッシュフローには誤差が含まれ、分析結果に影響が出ることが懸念される。今後の研究では、直接法によるキャッシュフローを用いることについても検討すべきであると考えられる。表2では、用いた変数の記述統計量、ならびに表3、4では変数間の相関表を示している。表2の記述統計量に関しては、利益の平均が大きいことを除き、河（2001）とほぼ近似した値を示している。しかし、表4の Ebx_{it} や CFO_{it} における当期と過去の値の相関係数は、河（2001）よりもかなり大きい値を示している。これは、河（2001）ではデフ

表1 変数の定義

変 数	定 義
<i>Ebxi</i>	特別損益控除前利益： 当期純利益 - (特別利益-特別損失)
<i>WCFO</i>	営業からの運転資本： (流動資産-現金等) - (流動負債-短期負債)*
<i>STAcc</i>	短期の発生項目： (Δ 流動資産- Δ 現金等) - (Δ 流動負債- Δ 短期負債)
<i>CFO</i>	営業キャッシュフロー： $WCFO-STAcc$
<i>LTAcc</i>	長期の発生項目： $Ebxi-WCFO$
<i>Acc</i>	発生項目： $STAcc+LTacc$
<i>Sresid</i>	発生項目の質の尺度： (12式における誤差項の標準偏差
<i>D</i>	発生項目の質に関するダミー変数： HQ (<i>Sresid</i> が小さいサブサンプル) = 1, LQ (<i>Sresid</i> が大きいサブサンプル) = 0
<i>Ind</i>	日経業種中分類による産業ダミー変数
<i>Year</i>	年度ダミー変数

*この他に、一年以内返済の長期借入金、一年以内償還の社債・転換社債を控除している。

**各変数は分散不均一性の緩和のため、期首の総資産額でデフレートしている。

表2 変数記述統計量 N=33426

変数名	平均値	標準偏差	Q1	中央値	Q3
<i>Ebxi_{it}</i>	0.045	0.056	0.014	0.035	0.066
<i>CFO_{it}</i>	0.072	0.088	0.028	0.066	0.111
<i>Acc_{it}</i>	-0.030	0.065	-0.057	-0.028	0.000
<i>STAcc_{it}</i>	0.006	0.062	-0.019	0.003	0.027
<i>LTAcc_{it}</i>	-0.033	0.029	-0.045	-0.028	-0.015

表3 変数間の相関

	<i>CFO_{it}</i>	<i>STAcc_{it}</i>	<i>LTAcc_{it}</i>	<i>Acc_{it}</i>
<i>Ebxi_{it}</i>	0.570**	0.097**	-0.056**	0.062**
<i>CFO_{it}</i>		-0.676**	-0.405**	-0.784**
<i>STAcc_{it}</i>			0.004**	0.895**
<i>LTAcc_{it}</i>				0.450**

* p<0.05 ** p<0.01

レータに期首の株価を用いているのに対し、本研究では期首総資産を用いていることに起因すると考えられる。

表5は、*CFO_{it}*でコントロールした場合の *STAcc_{it}*と、*CFO_{it+1}*、*CFO_{it-1}*との偏相関係数を表している。表4のコントロール前ではそれぞれ0.071、0.018であった相関係数が、コントロール後はそれぞれ0.506、0.402まで上昇している。この相関係数の大きさにより、(11)式で示される発生

表4 変数間の相関

	Ebx_{it}	CFO_{it}	$STAcc_{it}$	LTA_{it}
CFO_{it+1}	0.459**	0.373**	0.018**	-0.301**
CFO_{it-1}	0.533**	0.385**	0.071**	-0.319**
CFO_{it-2}	0.483**	0.386**	0.024**	-0.308**
$STAcc_{it+1}$	0.113**	0.084**	-0.018**	-0.003
$STAcc_{it-1}$	0.016*	-0.005	-0.008	0.032**
$STAcc_{it-2}$	-0.010	-0.035**	0.022**	0.035**
LTA_{it+1}	-0.059**	-0.308**	0.021**	0.744**
LTA_{it-1}	-0.061**	-0.303**	0.002	0.769**
LTA_{it-2}	-0.069**	-0.317**	0.003	0.792**

* $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ 表5 偏相関表
(コントロール変数: CFO_{it})

	CFO_{it-1}	CFO_{it+1}
$STAcc_{it}$	0.506**	0.402**

* $p < 0.05$ ** $p < 0.01$

項目における予測誤差推定能力の信頼性が確保されると解釈できる。なお分析に際しては、外れ値による影響を除去するため、サンプル内で3 σ を超える部分を取り除いている。

4. 分析結果

4.1 Dechow and Dichev (2002) モデルによる発生項目の予測誤差の推定

以下の表6は、発生項目の予測誤差を推定する(11)式の推定結果である。パネルAでは企業別回帰結果、パネルBでは産業別回帰、パネルCではプールデータによる回帰結果がそれぞれ示されている。分析の信頼性の確保のため、産業別回帰では10社以下の企業しか持たない産業は分析から除いている。分析の結果、どのパネルにおいても α_1 と α_3 はともに正の値、 α_2 は負の値をとり、Dechow and Dichev (2002) で示されたモデルと整合的である。また、先行研究と比べて

表6 (11)式の回帰結果

	α_0	α_1	α_2	α_3	$Adj-R^2$	$Sresid_i$
パネルA：企業別回帰						
平均	0.027**	0.177**	-0.677**	0.091**	0.709	0.019
Fama-MacBeth の t 値	17.042	20.066	-52.314	13.837		
Q1	0.008	0.063	-0.865	-0.015	0.560	0.011
中央値	0.023	0.172	-0.688	0.085	0.750	0.016
Q3	0.042	0.285	-0.510	0.192	0.881	0.024
パネルB：産業別回帰						
平均	0.019**	0.228**	-0.622**	0.160*	0.670	0.030
Fama-MacBeth の t 値	2.282	3.321	-8.190	2.321		
Q1	0.014	0.199	-0.705	0.141	0.625	0.022
中央値	0.018	0.227	-0.606	0.168	0.675	0.028
Q3	0.022	0.257	-0.536	0.193	0.721	0.036
パネルC：プールデータによる回帰						
平均	0.023**	0.236**	-0.661**	0.176**	0.649**	
t 値/(F 値)	68.56	-80.74	219.39	56.01	(16171.7)	

* $p < 0.05$ ** $p < 0.01$

決定係数が高く多少のパラメータの大きさの差異は認められるものの、どのパネルもほぼ同様の傾向を示している。 $Sresid_i$ の平均は、個別企業と各産業においてそれぞれ0.019と0.030で、産業別回帰結果から求めた方が大きい値を示している。また Dechow and Dichev (2002) の結果と比べると、決定係数の高さによる影響からか、本研究における $Sresid_i$ の平均は概して小さな値を示している。しかし、わが国のデータを用いて行われた田澤 (2004) の結果とは近い値を示しており、決定係数が大きく、 $Sresid_i$ の平均が小さくなるのはわが国特有の傾向だと考えられる。

4.2 発生項目の予測誤差がキャッシュフロー予測能力に与える影響の検証

本研究の仮説は、予測能力に関しては、(1)自由度修正済み決定係数の差異の有意性検定、(2)発生項目の追加的貢献度の有意性検定により検証する。また予測精度に関しては、(3)予測誤差の差異の有意性検定、(4)実績値－予測値間の相関係数の差異の有意性検定により検証する。決定係数の差異については、Nwaeze (1998) で用いられた方法により有意性検定を行う⁽¹⁾。(2)発生項目の追加的貢献度については、発生項目を追加したことによる自由度修正済み決定係数 ($Adj-R^2$) の増分に対する F 検定を行う。(3)予測誤差の差異については、河 (2001) に従い各予測モデルの平均平方予測誤差 (MSPE) を求め、その平均の差に関する t 検定を行う。(4)実績値－予測値間の相関係数の差異についても、河 (2001) に従い各サブサンプルの相関係数に対して Fisher の z 変換を施して有意性検定を行う。

表 7 は、(14)式と(15)式を分析した結果である。 $Ebxi_{it}$ のみを説明変数としたものを Model 1, CFO_{it} のみを説明変数としたものを Model 2, CFO_{it} に $STAcc_{it}$ を追加したものを Model 3, さらに $LTAcc_{it}$ を追加したものを Model 4 としてある。表 7 の各モデルとも、全サンプルにおける決定係数は先行研究の結果よりも高い値を示している。先にも述べたデフレーターによる影響の他に、本研究で用いたサンプル固有の影響があるのかもしれない。発生項目の質が高いサブサンプル (HQ) における自由度修正済み決定係数は、Model 1 から Model 4 でそれぞれ0.364, 0.274, 0.422, 0.422と、発生項目の質が低いサブサンプル (LQ) の値 (Model1: 0.238, Model2: 0.172, Model3: 0.273, Model4: 0.273) を大きく上回っている。また、表 8 に示されているそれらの差異も、Model 1 から Model 4 でそれぞれ0.126, 0.102, 0.149, 0.149と有意な正の値を示している。すなわち、発生項目の質が高い方が、利益の将来キャッシュフロー予測能力が高まることが確認できる。また本稿中には記載していないが、発生項目の質の尺度を基準に 5 分位に分けた場合でも、発生項目の質が高まるにつれ、全てのモデルで自由度修正済み決定係数が単調に増加する結果を得ている。

この分析において、発生項目の質によりサンプルを分割したのにもかかわらず、 CFO_{it} のみを説明変数とした Model 2 においても有意な差異が認められるのは興味深い。Dechow and Dichev (2002) の AppendixB において CFO_{it} に含まれる測定誤差に関する分析がなされているが、そのような誤差の影響によって CFO_{it} の予測能力の差異が生じているのかもしれない。今後は、以上

表7 (14)式と(15)式の推定結果

		β_0 t 値	β_1 t 値	β_2 t 値	β_3 t 値	$Adj-R^2$ F 値	SSE
Model 1	全サンプル	0.113**	0.697**			0.270**	166.561
		18.716	89.052			221.750	
	HQ	0.100**	0.889**			0.364**	52.435
		19.641	70.328			166.020	
	LQ	0.064**	0.622**			0.238**	110.771
		16.133	59.195			99.110	
Model 2	全サンプル	0.093**	0.342**			0.201**	182.438
		14.711	67.102			150.630	
	HQ	0.090**	0.361**			0.274**	59.865
		16.306	49.448			109.750	
	LQ	0.070**	0.313**			0.172**	120.403
		16.899	43.878			66.140	
Model 3	全サンプル	0.052**	0.688**	0.676**		0.319**	155.454
		8.928	103.676	73.987		274.960	
	HQ	0.029**	0.829**	0.844**		0.422**	47.647
		5.825	83.516	62.507		207.650	
	LQ	0.044**	0.619**	0.604**		0.273**	105.657
		11.205	66.772	47.662		116.810	
Model 4	全サンプル	0.046**	0.667**	0.656**	-0.105**	0.319**	155.294
		7.682	87.930	67.261	-5.694	270.810	
	HQ	0.027**	0.819**	0.835**	-0.038	0.422**	47.641
		5.226	67.261	54.905	-1.427	203.920	
	LQ	0.043**	0.608**	0.594**	-0.065*	0.273**	105.618
		10.874	59.154	44.543	-2.441	114.790	

SSE : モデルの残差平方和

* $p < 0.05$ ** $p < 0.01$

表8 HQとLQの決定係数の差

	決定係数の差	Z 値
Model 1	0.126	16.088**
Model 2	0.102	13.277**
Model 3	0.149	19.269**
Model 4	0.149	19.243**

* $p < 0.05$ ** $p < 0.01$

表9 Model 2におけるSTAccの追加的貢献度

	追加的貢献度	F 値
全体サンプル	0.118	5474.076**
HQ	0.133	3907.125**
LQ	0.108	2271.666**

* $p < 0.05$ ** $p < 0.01$

のような CFO_{it} における測定誤差に関する分析も行う必要があると考えられる。

また、 LTA_{it} を追加した Model 4 の自由度修正済み決定係数とサブサンプル間の差異は、Model 3 から変化していない。サブサンプル間の差異の変化がないことに関しては、発生項目の質の尺度が短期の発生項目についてのみ測定されているという事実に整合的である。しかし、 LTA_{it} を加えても自由度修正済み決定係数の変化しない事実は、Dechow (1994) で示されているように、長期の発生項目はキャッシュフローや短期の発生項目に比べ予測能力に欠けるという結果と一致している。ただ、Barth et al. (2002) では、発生項目を主要項目に分解したモデルに

においては長期の発生項目にも予測能力が認められるとする証拠を得ているので、長期の発生項目についてはより詳細な検討が必要だと考えられる。

表9には、Model 3における $STAcc_{it}$ の追加的貢献度に関する分析結果が示されている。表より、 $STAcc_{it}$ の追加的貢献度は有意に正の値を示しており（全サンプル：0.118, HQ : 0.133, LQ : 0.108）、発生項目の質が高いサブサンプルの方が、低いサブサンプルよりも $STAcc_{it}$ の追加的貢献度が高いことが分かる。従って、質の高い発生項目の方が将来キャッシュフロー予測に対する有用性が高く、発生項目における予測誤差を発生項目の質の尺度とすることは妥当であると解釈できる¹²⁾。

表10は、各予測モデルにおける平均平方誤差（ $MSPE$ ）と、実績値－予測値間の相関係数（ ρ ）の差異の検証結果である。平均平方予測誤差についてはModel 2よりもModel 3の方が小さく、 $STAcc_{it}$ を追加することにより予測精度が高まることが確認できる。また、サブサンプル間での平均平方誤差の差異は、Model 1からModel 4でそれぞれ0.335, 0.345, 0.335, 0.335であり、 LQ の予測誤差の方が有意に大きな値を示している。また実績値－予測値間の相関係数については、Model 2と比べModel 3の方が大きく、 $STAcc_{it}$ が予測精度の向上に有用であることが確認できる。サブサンプル間の相関係数の差異は、Model 1からModel 4でそれぞれ0.115, 0.108, 0.126, 0.126と、有意な値を示している。すなわち、質が高い発生項目を構成要素とする利益の方が、実績値との高い相関を持つ、精度の高い将来キャッシュフローを予測できることが確認された。しかし、 LTA_{it} の追加的貢献度が僅かなことに関連して、Model 3とModel 4における差異は観察されなかった。

表11は、予測モデルにおける利益の構成要素の評価ウェイトの差異を検証するために、発生項目の質に関するダミー変数とその交差項を加えた(16)式と(17)式の推定結果である¹³⁾。先の表と同様に、説明変数によりそれぞれModel 1からModel 4としてある。 $Ebxi_{it}$ を説明変数としたModel 1では、評価ウェイトの差異は0.262と各モデルの中で最大となっている。Model 2における CFO_{it} の評価ウェイトの差異は0.056で、有意に正の値を示している。Model 3の CFO_{it} の評価ウェイトの差異は0.200へと拡大し、 $STAcc_{it}$ の評価ウェイトの差異も0.225と有意に正の値を示

表10 平均平方予測誤差と予測値・実績値間の相関関係

		全サンプル	HQ	LQ	$LQ-HQ/HQ-LQ$	t 値 / z 値
Model 1	$MSPE(X)*100$	0.527	0.343	0.678	0.335	17.240**
	$\rho(X, E[X])$	0.521	0.605	0.490	0.115	10.195**
Model 2	$MSPE(X)*100$	0.577	0.392	0.737	0.345	18.870**
	$\rho(X, E[X])$	0.449	0.526	0.418	0.108	9.559**
Model 3	$MSPE(X)*100$	0.492	0.312	0.647	0.335	16.300**
	$\rho(X, E[X])$	0.556	0.651	0.525	0.126	11.218**
Model 4	$MSPE(X)*100$	0.491	0.312	0.647	0.335	16.300**
	$\rho(X, E[X])$	0.566	0.651	0.525	0.126	11.200**

* $p < 0.05$ ** $p < 0.01$

している。さらに Model 4 では、 CFO_{it} と $STAcc_{it}$ の評価ウェイトの差異はそれぞれ0.203, 0.228へと僅かに拡大しているものの、やはり $LTAcc_{it}$ の評価ウェイトの差異は小さく有意ではなかった。

以上より、発生項目の質が短期の発生項目の質に基づくことから長期の発生項目についての結果は限定的であったが、本研究の仮説は概ね支持されたと言えよう。

表11 (16)式と(17)式の推定結果

	γ_0 t 値	γ_1 t 値	γ_2 t 値	γ_3 t 値	γ_4 t 値	γ_5 t 値	γ_6 t 値	γ_7 t 値	Adj-R ² F 値
Model 1	0.112** 18.496	-0.011** -9.759	0.632** 71.549	0.262** 15.672					0.276** 219.810
Model 2	0.093** 14.476	-0.005** -4.420	0.322** 51.989	0.056** 5.403					0.201** 145.840
Model 3	0.045** 7.613	-0.014** -10.647	0.630** 81.711	0.200** 14.804	0.614** 57.555	0.225** 11.816			0.324** 266.280
Model 4	0.042** 6.882	-0.013** -9.228	0.617** 71.950	0.203** 12.441	0.601** 53.490	0.228** 10.845	-0.084** -3.816	0.040 1.123	0.324** 257.630

* $p < 0.05$ ** $p < 0.01$

5. 要約と今後の展望

本研究では、財務報告の目的規定、会計情報の質的特徴に依拠して利益の質の概念について考察し、投資家の意思決定という目的に適合するように、将来キャッシュフロー予測に有用である程度利益の質に対する尺度と仮定した。そして、発生項目の予測誤差を発生項目の質の代理変数とし、発生項目の質が利益の質の尺度としてのキャッシュフロー予測能力に与える影響について検証を行った。

分析では、Dechow and Dichev (2002)に基づいて発生項目の予測誤差を推定し、企業ごと予測誤差の標準偏差を基準にサンプルを2つのサブサンプルに分割した。そしてサブサンプル間における発生項目の予測誤差と利益情報のキャッシュフロー予測能力、予測精度の差異についての有意性検定を行った。分析の結果、発生項目の予測誤差は発生項目自身のキャッシュフロー予測能力、すなわち発生項目の質に影響を与え、そして発生項目を構成要素とする利益のキャッシュフロー予測能力、すなわち利益の質にも影響を与えることが確認された。

本研究の結果は、投資家等の利益情報の利用者が、企業の将来キャッシュフロー予測を行う際に、当該企業の発生項目の質、利益の質を考慮すべきことを示唆している。また企業に対しても、自社の発生項目の質や利益の質が低い場合、それを補うための追加的情報を開示する必要性を示唆している。そして、会計基準の設定主体に対しても、財務報告の目的達成のために、今後の基準設定においては発生項目の質と利益の質の観点からも検討を行うべきことが示唆されるだろう。

しかし、本研究には残された課題がある。第一に、本研究では「資本市場における利益情報の

評価」というプロセスは観察していない。すなわち、投資家の目的適合性という視点からは、利益の質に対する発生項目の予測誤差の影響を検証していない。本研究で得た利益情報の予測価値の視点による利益の質の差異は、資本市場における評価プロセスを通して観察した場合には、目的適合性という利益の質の差異としてより顕著に表れると予想される。今後は、発生項目における予測誤差が資本市場における利益情報の評価プロセスにおける影響を通じて、利益の質に与える影響を考察する必要があるだろう。

第二に、本研究で用いた Dechow and Dichev (2002) のモデルは、発生項目の予測誤差が生じる要因を区別していない。Dechow et al. (1998) で提示されたモデル等を用いて、予測誤差の生じる要因の探求が必要である。また、McNichols (2002) で指摘されているように、会計方針の選択上の経営者の裁量性の影響に対する考慮も今後の課題である。

最後に、本研究では意思決定有用性の視点から、会計情報の質的要件のうちの目的適合性と、その要素である会計情報の予測価値のみに焦点を置いて利益の質の概念について考察したに過ぎない。しかしながら、目的適合性にはもう一つの要素としてフィードバック価値があり、また信頼性という質的要件も存在する。そして財務報告は、契約支援機能という大きな役割も担っている。今後の利益の質に関する研究では、これらに基づいた利益の質の概念についての考察も必要であろう。

付記

本研究の執筆にあたり、匿名のレフェリーから貴重な意見を頂いた。記して謝意を表したい。また、本研究は日本学術振興会科学研究費補助金（基盤研究(B)(2): 課題番号15330093）および、早稲田大学特定課題研究助成費（課題番号 2004A-370）による研究成果の一部である。

注

- (1) 2004年7月に開催された財務基準機構のシンポジウム「会計基準の整備と概念フレームワーク—基本概念ワーキング・グループの討議資料をめぐって—」における討議資料でも、「会計情報に求められる最も重要な特性は、その目的にとっての有用性である」としている。また、韓国会計研究院・会計基準委員会（KASB）による公開草案においても、「財務報告は、企業実態に対する現在および潜在的投資者と債権者が合理的な意思決定と与信意思決定をするのに有用な情報を提供しなければならない」（河 2003: 736）としている。
- (2) 桜井（2002）は、FASB と IASC の目的規定は意思決定前情報としての役割を重視している点で特徴的であると、それが予測価値の重視となって表れているとしている。
- (3) Kirschenheiter and Melumad (2002) は、いかなる利益の質の定義も、報告利益の意思決定有用性の観点で構築されるべきことを必要な要件として挙げている。また Schipper and Vincent (2003) も同様に、意思決定有用性の観点から「Hicks 的な利益」に近いことを質の高い利益の条件として挙げている。
- (4) 濱本（2002: 102）においても、「仮定や見積もりに含まれるノイズが発生主義利益にある種の「歪み」をもたらすので、利益の質はそうしたノイズの大きさに伴って低下すると考えられる」と指摘されている。このノイズは、企業の営業形態、取引の複雑性のような企業特性、マクロ要因のような外部環境、また経営者の恣意性などによって生じると考えられる。これらの影響要因については、青木（1989）、木村（1999）、一ノ宮（2003）等で詳細に紹介されている。

- (5) もちろん長期の発生項目 ($LTAcc_{it}$) による影響部分も存在するが、収益・費用の測定とキャッシュフローの収支間のラグが長期にわたり、かつその期間も様々であるため、予測誤差の推定が困難である。従ってモデルの単純化と分析の操作上の観点から、Dechow and Dichev (2002) では長期の発生項目による影響部分を捨象している。
- (6) (11)式は、(9)式と比べ各推定係数の絶対値は1未満の値をとり、決定係数も低下すると期待される。また加えられた定数項は、企業の成長などによって発生しうる発生項目を捕捉すると考えられる。
- (7) (11)式には、 $t+1$ 期の将来キャッシュフロー情報が含まれる。よって、本研究における発生項目の質は将来キャッシュフローとの関連における誤差をも含むため、これを用いて将来キャッシュフロー予測能力との関連性を検証する場合にトートロジーが生じることが指摘される。投資家の視点に立てば、 $t+1$ 期の将来キャッシュフロー情報は t 期中には観察不可能であるという問題も含め、 $t+1$ 期の将来キャッシュフロー情報に代わる、代替的な変数を用いるべきことが示唆される。
- (8) Dechow (1994) や河 (2001) では、過去の利益やその構成要素の情報を加えた系列依存型のキャッシュフロー予測モデルを用いた方が、ランダムウォーク型よりも高い予測能力を持つ証拠を得ている。しかし、本研究の目的は予測能力の高いモデル構築ではなく、発生項目の質が利益情報のキャッシュフロー予測能力へ与える影響を検証することなので、基本的なランダムウォーク型のモデルを用いることにする。
- (9) 企業別、産業別、年度別の分析も行ったが、データをプールした分析を支持する結果を得ている。
- (10) 本研究では、企業財務情報の時系列データを用いて発生項目における予測誤差を推定している。よって、長期にわたるデータの入手可能性が高い個別決算情報を用いている。
- (11) Cramer (1987)、Nwaeze (1998) を参照。
- (12) $STAcc_{it}$ のみを説明変数とした場合も、決定係数の差異は0.083 ($z=12.863, p<0.001$) と有意であった。
- (13) ダミー変数を加えた場合と2つのサブサンプルに分けた場合のパラメータの関係に、サブサンプル別の結果と僅かなずれが生じているが、これは産業ダミーによるものである。

参考文献

- Barth, M. E., D. P. Cram, and K. K. Nelson. 2002. Accruals and the Prediction of Future Cash Flow. *Finance India*. 16(2):627-655.
- Cramer, J. S. 1987. Mean and Variance of R^2 in Small and Moderate Samples. *Journal of Econometrics*. 35(2/3):253-266.
- Dechow, P. M. 1994. Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: The role of accounting accruals. *Journal of Accounting and Economics*. 17(1):3-42.
- Dechow, P. M., S. P. Kothari, and R. L. Watts. 1998. The relation between earnings and cash flow. *Journal of Accounting and Economics*. 25:133-168.
- Dechow, P. M., and I. D. Dichev. 2002. The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors. *The Accounting Review*. 77 Supplement:35-59.
- Financial Accounting Standards Board. 1978. Statement of Financial Accounting Concepts No.1: Objective of Financial Reporting by Business Enterprise (平松一夫・広瀬義州訳. 1994. 『FASB 財務会計の諸概念 (改訳新版)』中央経済社).
- Financial Accounting Standards Board. 1980. Statement of Financial Accounting Concepts No.2: Qualitative Characteristics of Accounting Information (平松一夫・広瀬義州訳. 1994. 『FASB 財務会計の諸概念 (改訳新版)』中央経済社).
- Finger, C. 1994. The ability of earnings to predict future earnings and cash flows. *Journal of Accounting Research*. 32(2):210-223.
- Garza-Gomez, X., M. Okumura, and M. Kunimura. 2000. Discretionary Accrual Models and the Accounting Process. *Kobe Economic & Business Review*. 45:103-135.
- Kirschenheiter, M. and N. Melumad. 2002. Earnings Quality and Smoothing. Working Paper. Graduate School of Business. Columbia University.
- McNichols, M. F. 2002. Discussion of The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation

- Errors. *The Accounting Review*. 77(Supplement):61-69.
- Nwaeze, E. T. 1998. Regulation and the Valuation Relevance of Book Value and Earnings Evidence from the United States. *Contemporary Accounting Research*. 15(4):549-573.
- Palepu, K. G., V. L. Bernard, and P. M. Healy. 2000. *Business Analysis & Valuation*.: South-Western College Publishing.
- Schipper, K., and L. Vincent. 2003. Earnings Quality. *Accounting Horizon*. 17 Supplement:97-110.
- Slone, R. G. 1996. Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accrual and Cash Flows about Future Earnings?. *The Accounting Review*. 71(3):289-315.
- 青木茂男. 1989. 「利益の質」について. 『東京国際大学論叢 商学部編』 39:1-8.
- 一ノ宮士郎. 2003. 「利益の質による企業評価－利質分析の理論と基本的枠組み－」. 『経済経営研究』 24-5.
- 井上良二. 1997. 「アーティキュレーション論」. 日本会計研究学会スタディ・グループ『会計の理論的枠組みに関する総合的研究』:27-37.
- 基本概念ワーキンググループ. 2004. 討議資料「財務会計の概念フレームワーク」. 財務会計基準機構.
- 木村史彦. 1999. 「利益の質とその影響要因」. 『大阪大学経済学』 48(3・4):356-372.
- 桜井久勝. 2002. 「会計情報の質的要件」. 『会計基準の基礎概念』 中央経済社.
- 田澤宗裕. 2004. 「発生項目の質とキャッシュ・フロー予測の分析」. 『現代ディスクロージャー研究』 5:11-22.
- 河榮徳. 2001. 「キャッシュ・フローの予測能力と価値関連性」. 『早稲田商学』 390:235-253.
- 河榮徳. 2003. 「KASB 公開草案「財務会計概念体系」(訳)」. 『早稲田商学』 396:727-775.
- 濱本道正. 2002. 「利益の質と企業価値評価」. 『JICPA ジャーナル』 568:102-107.
- 吉田和生. 2002. 「わが国におけるキャッシュフロー予測の分析」. 『現代ディスクロージャー研究』 3:1-14.